

OBRAZOVANJE RODITELJA, MATERIJALNI STATUS I RANO NAPUŠTANJE ŠKOLOVANJA U HRVATSKOJ: TRENDovi U PROTEKLom DESETLJEĆU

Teo MATKOVIĆ
Pravni fakultet, Zagreb

UDK: 316.356.2:37(497.5)"1999/2008"
371.212.74:373.5(497.5)"1999/2008"

Izvorni znanstveni rad

Primljeno: 10. 11. 2009.

Povezanost socijalnoga statusa roditelja i školskog uspjeha djece jedna je od osnovnih odrednica teorija socijalne mobilnosti i sociologije obrazovanja, a u Republici Hrvatskoj ona uopće nije ispitivana u tranzicijskom razdoblju. Ovaj rad na temelju mikrobaze podataka Ankete o radnoj snazi od 1999. do 2008. godine istražuje povezanost ishoda ranoga napuštanja školovanja s obiteljskim zaleđem. Ključno pitanje na koje rad traži odgovor jest je li utjecaj materijalnoga i obrazovnoga statusa obitelji na obrazovne ishode u kasnoj tranziciji ojačao ili oslabio. Analize pružaju jasne i nepobitne dokaze o povezanosti niske razine roditeljskog obrazovanja i prihoda kućanstva s povećanim rizikom ranoga napuštanja školovanja. Administrativni i anketni izvori također upućuju na vremenski trend smanjivanja učestalosti ove pojave u proteklom desetljeću, koji se ne može objasniti kompozicijskim efektom promjene strukture roditeljskog obrazovanja. U kasnom tranzicijskom razdoblju nije ustanovljen jedinstven trend smanjivanja ni povećanja utjecaja obiteljskoga zaleđa na obrazovne ishode, već postoje naznake da se rizik disproportionalno koncentrira kod onih čiji se roditelji nalaze pri dnu obrazovne i ekonomske strukture. Istodobno, kod ostalih se javlja trend konvergencije participacije u srednjem obrazovanju prema razini saturacije.

Ključne riječi: obrazovanje roditelja, prihodi kućanstva, rano napuštanje školovanja, tranzicija, Hrvatska, mladi



Teo Matković, Studijski centar socijalnog rada, Pravni fakultet
Sveučilišta u Zagrebu, Nazorova 51, 10 000 Zagreb, Hrvatska.
E-mail: teo.matkovic@pravo.hr

UVOD

U proteklim desetljećima malo koja razvijenija zemlja nije prošla kroz zamjetnu ekspanziju srednjeg, a potom i visokog, obrazovanja (Shavit i Blossfeld, 1993.; za recentne podatke vidjeti OECD, 2009.). No usprkos tome, u malo kojoj zemlji školski uspjeh djece (OECD, 2008.), njihovi školski izbori i ishodi obrazovanja nisu ostali snažno povezani sa socioekonomskim statusom obitelji iz koje dolaze (Shavit i Blossfeld, 1993.; trend smanjivanja razlika nalaze Breen i sur., 2009.).

Cilj je ovoga rada istražiti učinke ekspanzije obrazovnog sustava na nejednakost obrazovnih šansi na razini srednjeg obrazovanja.* Nakon teorijskoga pregleda, u preglednom dijelu procijenit će se na temelju dostupnih administrativnih i anketnih podataka razmjer ekspanzije participacije u srednjem obrazovanju u Hrvatskoj kroz prevalenciju ranoga napuštanja školovanja od 1996. do 2008. godine. Analitičkim se dijelom rada najprije ustanovljuje u kolikoj su mjeri i koje socioekonomske karakteristike obitelji povezane s ranim napuštanjem školovanja, a potom će se ispitati učinak vremenskoga trenda. S obzirom na postojanje desetljetne vremenske serije podataka, može se naslutiti hoće li utjecaj materijalnoga i socijalnoga statusa obitelji na obrazovne ishode u poslijeratnom tranzicijskom razdoblju pokazivati trend povećanja (odnosno intenzivnije međugeneracijske reprodukcije nejednakosti kroz obrazovanje), smanjivanja (što bi upućivalo na veću intergeneracijsku socijalnu mobilnost) ili je obrazac reprodukcije obrazovnih nejednakosti kad je u pitanju napuštanje srednjeg obrazovanja ostao približno jednak.

Konkretni problem na koji se ovaj rad odnosi jest rano napuštanje školovanja. Neuspjeh u ranim obrazovnim tranzicijama, odnosno izlazak iz obrazovnog sustava bez postignutoga srednjoškolskog obrazovanja najslabiji je mogući obrazovni ishod u suvremenom društvu. Njegove su posljedice nesagledive za daljnji životni tijek, jer je takvim osobama otežana participacija i osobna autonomija ne samo u ekonomskom nego i društvenom, političkom i obiteljskom životu (Walther i sur., 2004.). Stoga je važno usmjeriti pozornost na (ne) uspjeh u ovoj tranziciji kao ključni čimbenik u prevenciji socijalne isključenosti. Nadalje, prema u ovom radu izloženim teorijama, upravo kod ranih obrazovnih tranzicija povezanih s ranim napuštanjem školovanja društvene bi nejednakosti u uspjehu trebale biti najveće.

SOCIJALNE NEJEDNAKOSTI U OBRAZOVNOM DOSTIGNUĆU

S obzirom na to da u razvijenim industrijskim društvima obrazovno dostignuće čini osnovu za stjecanje društvenoga statusa, ekspanzija postprimarnog obrazovanja u drugoj polovici 20. stoljeća obećavala je meritokratsko prevladavanje

društvenih nejednakosti i socijalnu mobilnost pristupom obrazovanju. Međutim, brojne analize socijalne strukture i socijalne mobilnosti, provedene u protekla dva desetljeća, nisu dokazale da se je ovo obećanje i ostvarilo (Erikson i Goldthorpe, 1992.; recentna rasprava u Breen i Jonsson, 2005.).

Obrazovna karijera nakon obaveznog obrazovanja može se predstaviti kao niz izbora, odnosno potencijalnih tranzicija. Hoće li mlada osoba upisati srednju školu? Hoće li netko je upisao srednju školu uspješno tu školu i završiti? Upisati studij? Završiti studij? Robert Mare (1980.) operacionalizirao je ovakav pristup nizom modela logističke regresije za svaku obrazovnu tranziciju. Ovaj je model u više prigoda bio repliciran i proširivan (npr. Shavit i Blossfeld, 1993.; Breen i Jonsson, 2000.; Müller i Karle, 1993.), ali su nalazi slični, bez obzira na zemlju i generaciju. U pravilu, ustanovljen je snažan utjecaj socioekonomskoga statusa roditelja, i to ponajviše u ranim obrazovnim tranzicijama. Ovaj efekt slabi u kasnijim tranzicijama, npr. u visoko obrazovanje, s obzirom na veću samostalnost samih učenika u kasnijem životnom ciklusu (Müller i Karle, 1993.), ali i na selekciju u obrazovnim tranzicijama koje su prethodile.

Boudon (1974.) u svojem utjecajnom djelu "Education, Opportunity, and Social Inequality" razlučuje dva mehanizma kojima je socioekonomski status obitelji povezan s obrazovnim dostignućima djece. U prvom redu tu je primarni efekt, odnosno slabiji školski uspjeh djece nižega socioekonomskog statusa tijekom obaveznog obrazovanja, koji ograničuje daljnje obrazovne mogućnosti. No i kada je školski uspjeh podjednak, zbog razlike u resursima i ambicijama djeca roditelja višega socioekonomskog statusa imaju veću vjerojatnost upisati viši stupanj obrazovanja, što Boudon naziva sekundarnim efektom (recentna empirijska potpora u Erikson i sur., 2005.). Breen i Goldthorpe (1997.) formalizirali su sekundarni efekt, odnosno socijalne razlike u donošenju odluke o daljnjem obrazovanju, ne kao normativno ili tradicijski utemeljene, nego kao racionalni postupak koji se temelji na percepciji troška nastavka obrazovanja, rizika neuspjeha i vrijednosti obrazovnog ishoda s obzirom na klasu podrijetla. Na temelju toga oni postavljaju hipotezu o racionalnom ponašanju, usmjerenom prije svega izbjegavanju relativnog rizika (*relative risk aversion behaviour* – RRA), odnosno klasne mobilnosti nadolje. Prema njoj, obitelji će favorizirati obrazovne izbore koji će jamčiti barem reprodukciju njihova socijalnoga statusa u idućoj generaciji.

Kroz ekspanziju obrazovnih sustava na svim razinama u drugoj polovici 20. stoljeća participacija učenika iz svih društvenih slojeva na svim razinama obrazovanja povećala se, a mogućnost pristupa obrazovanju djeci iz radničkih obitelji i

srednjega sloja značajno se povećala. Međutim, relativne nejednakosti u obrazovnim dostignućima između društvenih slojeva u značajnoj su mjeri očuvane (Shavit i Blossfeld, 1993.), iako postoji tendencija njihova smanjivanja među kohortama rođenim sredinom stoljeća (Breen i sur., 2009.). Kako objasniti očuvanje nejednakosti usprkos ekspanziji obrazovanja?

Raftery i Hout (1993.) na primjeru Irske predložili su interpretaciju maksimalne održane nejednakosti (*Maximal maintained inequality* – MMI), prema kojoj do ekspanzije obrazovanja može doći bez povećavanja relativnih obrazovnih šansi pojedinih slojeva, i to zbog demografskih promjena i poboljšanja obrazovne strukture roditeljske generacije. Kada ipak dođe do općega povećanja obuhvata nekim stupnjem obrazovanja (npr. kroz univerzalno usmjerene javne politike ili smanjivanje veličine generacije), participacija raste za sve i relativne šanse svake društvene skupine ostaju iste. Tek kad obuhvat gornjih društvenih slojeva nekom razinom obrazovanja dosegne saturaciju, relativne šanse ostalih će se popraviti, no nejednakosti će opstati ili se povećati pri kasnijim tranzicijama (Raftery i Hout, 1993.). Lucas (2001.) sugerira da i nakon saturacije nekim tipom obrazovanja mogu više klase uspostaviti efektivno održanu nejednakost (*Effectively maintained inequality* – EMI) stremeći kvalitativnoj prednosti. S obzirom na to da roditelji koji su postigli više stupnjeve obrazovanja bolje znaju voditi dijete kroz obrazovni proces (koji su i sami prošli) te osigurati obrazovne prednosti kad je moguće (kroz izbor škola, smjerova, izvannastavnih sadržaja itd.), klasne se nejednakosti prenose u sljedeće obrazovne tranzicije i kad je došlo do općeg obuhvata nekim stupnjem obrazovanja.

Obrasci reprodukcije obrazovnih nejednakosti u socijalističkim zemljama, usprkos eksplicitnim politikama izjednačavanja pristupa djeci iz seljačkih i radničkih obitelji, nisu se značajnije razlikovali od onih na Zapadu niti je došlo do većih promjena među generacijama rođenim u socijalizmu (za Mađarsku, Poljsku i Čehoslovačku vidi Shavit i Blossfeld, 1993.). U tranzicijskim 1990-im godinama, uz iznimku Slovenije, međugeneracijska obrazovna mobilnost u bivšim socijalističkim zemljama vrlo je niska u usporedbi s ostatkom Europe (Iannelli, 2003.).

U Hrvatskoj su se radovi o socijalnim nejednakostima u obrazovanju počeli javljati tek ovih godina. Najveći se dio tih radova usredotočuje na nejednakosti u pristupu ili završavanju visokog obrazovanja (Puzić i sur., 2006.; za studente prve godine sveučilišta u Splitu Mihaljević Kosor, 2009.; za studente sveučilišnih studija Matković i sur., 2010.; za namjere o studiranju srednjoškolaca i osječke studente Pavić i Vukelić, 2009.). Drugi se dio odnosi na socijalne nejednakosti u škol-

skom uspjehu na prijelazu iz obaveznog obrazovanja u srednje obrazovanje (za uspjeh u osnovnoj školi, Babarović i sur., 2009.; za PISA studiju Gregurović i Kuti, 2010.).

ZAVRŠAVANJE SREDNJEG OBRAZOVANJA U HRVATSKOJ

Srednje se obrazovanje u Hrvatskoj, kao i u drugim europskim zemljama (s obje strane željezne zavjese), kvantitativno razvilo nakon Drugoga svjetskog rata. Dok je 1940-ih i 1950-ih glavno obrazovno stremljenje u SR Hrvatskoj bilo uvođenje i provođenje obaveznoga osmogodišnjeg osnovnog školovanja, obuhvat srednjim obrazovanjem i kvantitativna ekspanzija ovoga sustava nastaje u 1960-ima (Steinman, 1965.). Sredinom 1960-ih koeficijenti nastavljanja viših razreda osnovnoga školovanja u Hrvatskoj dosegli su oko 99%, a stopa školovanja populacije od 7 do 14 godina oko 98%, pa je tako dosegnuta gotovo opća pokrivenost osmogodišnjim osnovnim obrazovanjem. Sredinom 1960-ih stopa prelaska u srednje obrazovanje iznosi 75-80%, a od 15 do 18 godina na redovitu je školovanju 48,3% generacije, što je usprkos poslijeratnom *baby-boomu* trostruko veći udio nego na početku 1950-ih (Steinman, 1966.). Međutim, završnost je još na početku 1960-ih bila prilično niska – oko 55% za gimnazije, 61-67% za tehničke škole i 75-83% za ostale programe (Steinman, 1965.). Za kasnije razdoblje ne postoje ovako detaljni analitički uvidi, ali broj učenika u srednjoškolskim programima potom raste značajno polaganije, a od druge polovice 1970-ih do kraja 1990-ih relativno je stabilan, iako se veličina demografskih kohorti srednjoškolske dobi mijenja. Recentno o tranziciji iz osnovnog obrazovanja u srednje obrazovanje ne postoje podaci na individualnoj razini, ali od 1998. do 2008. broj učenika koji se prvi put upisao u prvi razred redovitoga srednjeg obrazovanja u pojedinoj godini čak je za 814 do 1744 (odnosno 1,5-3,9%) veći od broja učenika koji je te godine završio osnovno obrazovanje u RH, što upućuje na gotovo potpunu tranziciju u srednje obrazovanje.¹

Ishodi završavanja srednjeg obrazovanja prikazani od kraja mirne reintegracije 1998. godine do 2008. godine na temelju agregiranih administrativnih podataka o završavanju srednjeg obrazovanja upućuju na prilično povoljnu sliku. Prolaznost redovitoga sustava srednjeg obrazovanja stabilna je i varira od 89,7% do 92,0% bez jasnoga trenda kroz vrijeme. Izražen kao udio popisno evidentirane dobne kohorte u zemlji, vidljivo je povećanje udjela generacije koji je završio redovito srednje obrazovanje nakon 2003. godine, kad se je populacija osamnaestogodišnjaka počela značajnije smanjivati. Konačno, pribroji li se i broj mladih (do 25 godina) koji su završili obrazovanje odraslih, udio generacije koji stječe visoko obrazovanje od 2004. godine kreće se oko 95%.

| Godina | 1998. | 1999. | 2000. | 2001. | 2002. | 2003. | 2004. | 2005. | 2006. | 2007. | 2008. |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Apsolutni brojevi | | | | | | | | | | | |
| Završili posljednji razred redovite srednje škole | 52567 | 52196 | 50513 | 49341 | 48424 | 48437 | 49915 | 48906 | 47835 | 47163 | 45545 |
| Broj upisao prvi put srednju školu 4 godine ranije (3 za industrijske i mlade s poteškoćama) | 58628 | 56714 | 54908 | 53942 | 53526 | 53508 | 54794 | 53658 | 52602 | 52151 | 50198 |
| Završili srednje obrazovanje odraslih (mlađi od 25 god.)** | 1353 | 1119 | 881 | 1115 | 1149 | 1114 | 1390 | 1640 | 1353 | 1663 | 1807 |
| Veličina dobne kohorte (osamnaestogodišnjaci)*** | 58752 | 58393 | 58082 | 58085 | 57966 | 57243 | 54365 | 52905 | 53143 | 51682 | 49886 |
| Procjene završnosti | | | | | | | | | | | |
| % upisanih završava srednju školu redovito | 89,7 | 92,0 | 92,0 | 91,5 | 90,5 | 90,5 | 91,1 | 91,1 | 90,9 | 90,4 | 90,7 |
| % generacije završava srednju školu redovito | 89,5 | 89,4 | 87,0 | 84,9 | 83,5 | 84,6 | 91,8 | 92,4 | 90,0 | 91,3 | 91,3 |
| % generacije završava srednju školu uključujući obrazovanje odraslih | 91,8 | 91,3 | 88,5 | 86,9 | 85,5 | 86,6 | 94,4 | 95,5 | 92,6 | 94,5 | 94,9 |
| % osoba koje rano napuštaju obrazovni sustav (EUROSTAT) | | | | | 8,3 | 8,4 | 6,2 | 4,8 | 5,3 | 3,9 | |

Izvori: Izračun autora prema tablicama *Popisa stanovništva 2001.*, statističkih izvješća "Srednje škole i učenički domovi" te baze Eurostata.

TABLICA 1
Završavanje srednjeg obrazovanja prema administrativnim izvorima

Ovi su podaci i trendovi srodni onima koje Eurostat objavljuje u okviru tzv. laekenskih indikatora socijalne inkluzije, a na temelju podataka Ankete o radnoj snazi. Za godine za koje su objavljeni podaci, među mladima od 18 do 24 godine tek je 3,9-8,4% osoba bez srednjeg obrazovanja, a koje više nisu u obrazovanju. Time Hrvatska, zajedno sa Slovenijom, Slovačkom, Poljskom te Skandinavijom, ulazi među zemlje s najvećim obuhvatom srednjim obrazovanjem u Europi (prosjeak za EU15 za 2007. iznosio je 16,9%) (usp. Milas i Ferić, 2009.). No ove brojke ne govore mnogo o nejednakostima u pristupu obrazovanju. Utoliko više što čine malu negativno selektiranu manjinu populacije, mladi koji su rano napustili hrvatski obrazovni sustav mogli bi biti suočeni i s većim problemima nego u europskim zemljama, gdje je ispadanje iz srednjeg obrazovanja češća pojava.

PODACI, POPULACIJA I VARIJABLE

Anketa o radnoj snazi (ARS) najveće je redovito anketno istraživanje u Hrvatskoj koju prema metodologiji Eurostata provodi Državni zavod za statistiku od 1996. godine. Tim se istraživanjem svake godine cijele godine na razini kućanstava od 1998. anketira oko 1% stanovništva Republike Hrvatske kako bi se dobila reprezentativna slika stanja na tržištu rada. U istraživanju sudjeluju svi članovi svakoga ispitanog kućanstva, a prikupljeni podaci uključuju i značajnu količinu

demografskih i obrazovnih informacija. Na temelju toga moguće je za svakog ispitanika kreirati i varijable na razini kućanstva, odnosno karakteristika drugih ukućana. Upotrijebljeni su podaci ARS od 1996. do 2008. godine, pri čemu je prikupljeno ukupno 477 876 opservacija, od toga 31 531 od ispitanika između 15 i 19 godina. Osim za 1996. i 1997. godinu, kad su poduzorci bili dvostruko manji, za svaku je godinu prikupljeno između 2237 i 2937 opservacija iz ove dobne skupine.²

Populacija

Napuštanje srednjeg obrazovanja obuhvaća neuspjeh u prvih nekoliko obrazovnih tranzicija. U pitanju su mladi koji ili nisu uspjeli završiti osnovno obrazovanje ili se nisu uspjeli upisati u srednje obrazovanje te ga i završiti.

ARS obuhvaća velik i reprezentativan uzorak kućanstava RH, ali socioekonomske karakteristike obitelji i roditelja, za ovaj upit ključne prediktore, mogu se ustanoviti samo za djecu koja još žive u kućanstvu svoje roditeljske obitelji. Štoviše, s obzirom na to da ranije napuštanje obitelji vjerojatno nije nezavisno od događaja ranoga napuštanja obrazovanja koje istražujemo u ovom radu, potrebno je odabrati dobnu skupinu u kojoj postoji značajna vjerojatnost da se dogodilo rano napuštanje obrazovanja, ali u kojoj još nije u značajnijoj mjeri došlo do izlaska iz kućanstva. Stoga je kao okvir populacije uključena dobna skupina od 15 do 19 godina. Donja je granica postavljena stoga što su petnaestogodišnjaci najmlađi ispitanici za koju se u anketi o radnoj snazi prikupljaju informacije o obrazovanju, a to je i dob koja koincidira s početkom srednjeg obrazovanja. U dobi od 19 godina već je stečena punoljetnost, srednje obrazovanje u pravilu završeno, a udio djece koja više ne žive s roditeljima počinje značajnije rasti.³ S obzirom na to da su se opažanja provodila između 1996. i 2008. godine, nalazi se odnose na kohorte rođene između 1977. i 1993. godine.

Zavisna varijabla

Kao ishod od interesa u ovom istraživanju uzima se rano napuštanje školovanja. Kod ispitanika je ono identificirano ako više ne sudjeluje u redovitom obrazovnom programu, ali nema završeno srednje obrazovanje. Ovako postavljen indikator slaže se s definicijom upotrijebljenom za Eurostatov *Early school leavers* indikator socijalne inkluzije, ali ne i populaciju na koju se on odnosi (18-24). Samim time što obuhvaća osobe u dobi pohađanja srednje škole (15-19 godina), kod nekih od njih rizik napuštanja školovanja tek će nastupiti, tako da prikazana prevalencija nije konačan broj osoba iz te populacije

koji će eventualno napustiti srednje obrazovanje, odnosno podcjenjuje ga u odnosu na konačan ishod.⁴

Prediktorske varijable

Kao središnja prediktorska varijabla obiteljskoga socioekonomskog statusa uzimana je *detaljna razina obrazovanja roditelja*, koja na razini srednjeg obrazovanja razaznaje strukovne škole kraćega i duljega trajanja te gimnazije, a na razini terciarnoga stručni i sveučilišni studij. S obzirom na to da je materijalna dimenzija obiteljskoga statusa u ovom radu kontrolirana zasebnim indikatorom obiteljskih prihoda, pretpostavljamo da obrazovanje roditelja djeluje na obrazovne ishode njihove djece ponajprije kroz veće kulturne, socijalne i kognitivne resurse, koji češće stoje na raspolaganju bolje obrazovanim roditeljima. U izračunu ovog indikatora na razini obitelji primijenjen je kriterij dominantnosti višega postignutog stupnja obrazovanja roditelja, kako iz analiza ne bi ostalo isključeno 15% djece iz jednoroditeljskih i rekonstituiranih obitelji,⁵ koja su potencijalno izložena povećanom riziku. Valja imati na umu da su i ovim postupkom isključeni mladi od 15 do 19 godina koji već žive samostalno ili čiji skrbnici nisu njihovi roditelji, a koji čine tek 3,3% populacije u dobi od 15-19 godina, ali čak 12,2% osoba te dobi koje su rano napustile školovanje. Stoga će u daljnjim analizama značajna manjina napuštanja obrazovnoga sustava ostati nevidljiva zbog veće vjerojatnosti da su ti mladi uskoro potom izašli i iz kućanstva, kao i veće vjerojatnosti ispadanja iz obrazovnoga sustava mladih koji nisu odrastali s roditeljima.

Kao mjera raspoloživih materijalnih resursa uzeta su *ukupna iskazana primanja kućanstva*. Ova je mjera komplementarna obrazovnom statusu roditelja. Iznosi su standardizirani s obzirom na broj članova kućanstva OECD ekvivalentnom ljestvicom te unutar svake godine grupirani u dohodovne decile. Podatak o primanjima kućanstva nije iskazan za 6,1% osoba od 15 do 19 godina, ali s obzirom na to da kod njih nije ustanovljen značajno različit rizik ranoga napuštanja školovanja, njihovo isključivanje ne bi trebalo dovesti u pitanje valjanost analiza.

Tip obitelji može predstavljati veliku razliku u količini dostupnih resursa svake vrste, kojima obitelj svoje članove može štititi od nepovoljnih obrazovnih ishoda. Stoga je on uključen kao dodatna prediktorska varijabla. Mladi od 15 do 19 godina pretežno (njih 73,8%) žive u jezgrenoj obitelji, gdje kućanstvo uključuje dvije odrasle osobe i djecu (što uključuje i rekombinirane obitelji). Jednoroditeljsku obitelj čine samo jedan roditelj i njegova djeca. U takvim aranžmanima živjelo je 8,4% istraživanjem obuhvaćene populacije. Ako je u kućan-

stvu prisutan roditelj bilo kojeg od partnera, u pitanju je više-generacijsko kućanstvo, u kakvom je odrastalo 16,5% mladih. Svi ostali obiteljski aranžmani prisutni su u zanemarivom (1,3%) broju slučajeva.

| | % uzorka | % uzorka 1999.-2000. | % uzorka 2007.-2008. | % djece koja su rano napu- stila školovanje |
|---|----------|-------------------------|-------------------------|---|
| Najviše postignuto obrazovanje roditelja u kućanstvu | | | | |
| Nezavršena OŠ | 2,8 | 4,7 | 1,2 | 29,6 |
| Osnovna škola | 13,4 | 15,7 | 9,8 | 12,4 |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV | 27,0 | 22,1 | 30,1 | 3,0 |
| Četverogodišnje tehničke srednje, SSS | 30,8 | 29,8 | 33,1 | 1,8 |
| Gimnazija | 3,9 | 4,3 | 3,2 | 1,8 |
| Stručni studij, viša škola | 9,7 | 9,8 | 9,9 | 0,9 |
| Sveučilišni studij i više | 12,6 | 13,5 | 12,6 | 0,8 |
| Tip obitelji | | | | |
| Jezgrena obitelj | 73,8 | 72,0 | 74,8 | 3,7 |
| Jednoroditeljska obitelj | 8,5 | 10,1 | 7,5 | 6,5 |
| Višegeneracijska obitelj | 17,3 | 17,0 | 17,4 | 6,6 |
| Broj braće i sestara u kućanstvu | | | | |
| Ni jedno | 19,8 | 21,8 | 16,1 | 6,4 |
| Jedno | 51,2 | 52,1 | 49,5 | 2,9 |
| Dvoje | 20,4 | 18,8 | 23,8 | 4,7 |
| Troje i više | 8,7 | 7,4 | 10,7 | 9,6 |
| Stupanj urbanizacije | | | | |
| Urbana i suburbana sredina | 58,7 | 63,2 | 53,5 | 3,1 |
| Seoska sredina | 41,3 | 36,8 | 46,6 | 6,5 |
| Spol djeteta | | | | |
| Muška djeca | 50,9 | 51,3 | 50,5 | 5,2 |
| Ženska djeca | 49,1 | 48,7 | 49,5 | 3,8 |

■ TABLICA 2
Distribucija prediktora u početnim i završnim godinama upotrijebljenoga analitičkog modela te učestalost ranoga napuštanja obrazovanja za svaku kategoriju

Broj braće i sestara u kućanstvu također je uvršten kao relevantan prediktor, s obzirom na to da istraživanja u pravilu nalaze slabiji školski uspjeh djece koja su odrastala u brojnim obiteljima (Eijck i De Graaf, 1995.; Jæger, 2009.). Ta se pojava tumači u okviru teorije slijeva (*confluence*), prema kojoj je intelektualno okruženje većih obitelji "razvodnjeno" dominantno dječjom interakcijom, a s druge strane teorijom raspršivanja resursa (*resource dilution*), gdje veći broj djece predstavlja dodatno ograničenje za količinu pažnje i resursa dostupnu svakom djetetu.

Na razini prostornog okruženja, kao prediktor je izdvojen život u seoskom naselju ili izdvojenom objektu. U pravilu je iz takvih mjesta dostupnost obrazovnih, ali i svih drugih institucija i servisa, značajno ograničenija, pa su i obrazovni ishodi skromniji. Na individualnoj razini ishodi su kontrolirani tek za spol ispitanika. Korištena su standardna populacijska opterećenja na individualnoj razini.⁶

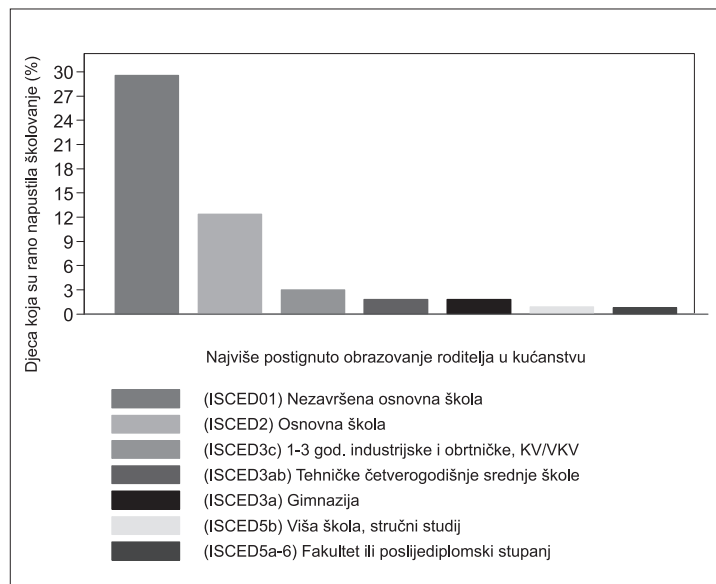
REZULTATI

Inicijalno će ovi pokazatelji biti deskriptivno prikazani, a potom ćemo provesti analitičku razradbu na nizu modela logističke regresije, kojom ćemo modelirati ishod ranoga napuštanja školovanja za mlade od 15 do 19 godina za desetljetno razdoblje od 1999. do 2008., u kojem postoje potpune i konzistentne informacije za sve razmatrane kovarijate.

Deskriptivni prikaz ranoga napuštanja školovanja

U skladu s procjenama što se temelje na administrativnim podacima i Eurostatovim pokazateljem ranoga napuštanja školovanja, i ovim istraživanjem utvrđeno napuštanje školovanja relativno je rijetka pojava, kojoj je u promatranom razdoblju bilo izloženo tek 4,5% od populacije u dobi od 15 do 19 godina (Tablica 1). No taj je rizik vrlo nejednako raspodijeljen s obzirom na obiteljsko obrazovno zaleđe (grafikon 1, Tablica 2).

➔ GRAFIKON 1
Udio mladih u dobi od 15 do 19 godina koji je rano napustio školovanje, prema najvišem postignutom obrazovanju roditelja (1996. – 2008.)

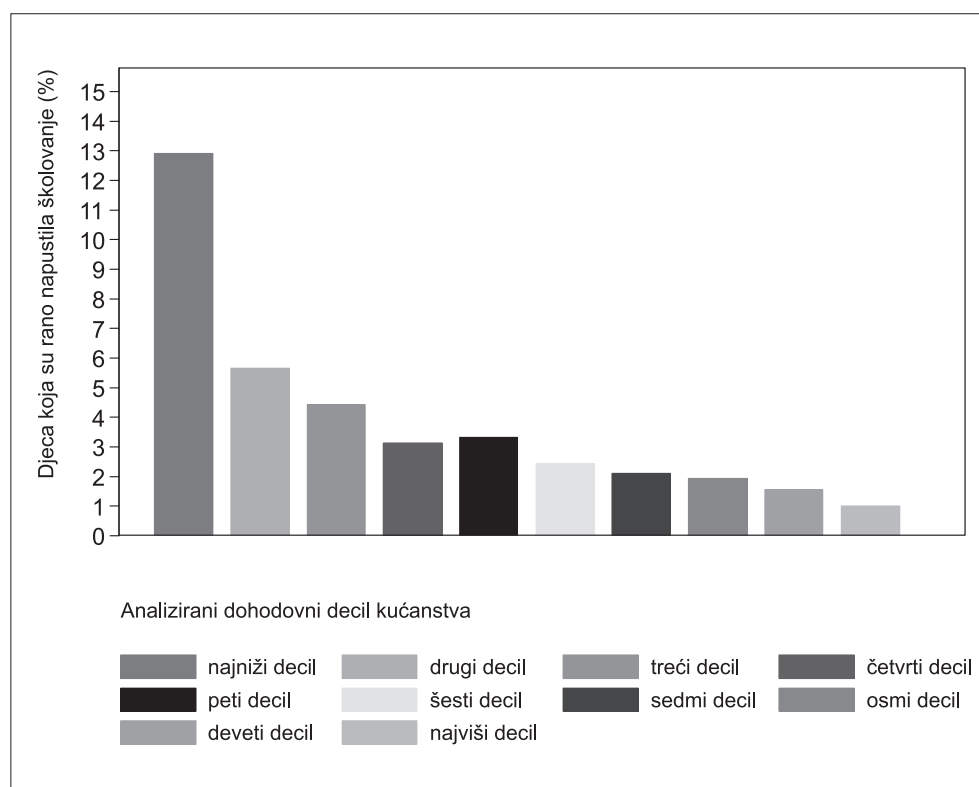


Rizik ranoga napuštanja školovanja sve je veći što je razina roditeljskog obrazovanja niža. Ovo se posebno odnosi na 16,2% djece čija oba roditelja nisu završila srednju školu, kod kojih taj rizik nadilazi 10%.

Učestalost ranoga napuštanja obrazovanja oko dvostruko je veća i u jednoroditeljskim i u višegeneracijskim obiteljima negoli u jezgrenim obiteljima, kao i za mlade koji žive u seoskoj sredini. Najniži rizik ranoga napuštanja obrazovanja ustanovljen je u kućanstvima gdje živi dvoje djece, dok je u kućanstvima gdje živi samo jedno dijete, odnosno četvero njih ili više, on mnogo veći. Djevojke rjeđe rano napuštaju školovanje nego mladići.

GRAFIKON 2
 Udio mladih od 15 do 19 godina koji je rano napustio školovanje, prema ukupnim primanjima kućanstva (1999. – 2008.)

Kad je riječ o prihodima kućanstva, najveća razlika može se ustanoviti između djece koja odrastaju u najsiromašnijih 10% kućanstava i ostalih (grafikon 2), dok je razlika između ostalih decila značajno manja i naizgled linearna. Stoga je u daljnje izračune uz linearni efekt decila uključen i zasebni dihotomni prediktor pripadanja prvom decilu.



Prediktori ranoga napuštanja školovanja

Prvi analitički model logističke regresije razmatra ishod isključivo s obzirom na najviši postignut stupanj obrazovanja u kućanstvu. U skladu s deskriptivnim statistikama, za sve skupine čiji roditelji nisu dosegli tercijarno obrazovanje rizik ranoga napuštanja školovanja izraženiji je nego za djecu roditelja sa sveučilišnom diplomom. Međutim, dok je kod djece roditelja koji su završili četverogodišnje srednje obrazovanje ta šansa 2,2 puta, a kod djece roditelja s industrijskom ili obrtničkom srednjom 3,7 puta veća, rizik je najsnažnije koncentriran kod djece čiji ni jedan roditelj nije završio srednju školu. Tako je on 18,4 puta veći kod djece roditelja s osnovnom školom, a čak 53,8 puta veći kod djece onih malobrojnih roditelja bez završene osnovne škole.⁷

| | Samoobrazovanje (1) | Obrazovanje + karakteristike kućanstva (2) | Obrazovanje, kućanstvo + prihodi (3) | Obrazovanje, ku- ćanstvo, prihodi i vremenski trend (4) |
|--|------------------------|---|---|--|
| Najviše postignuto obrazovanje roditelja u kućanstvu (ref: sveučilišni studij) | | | | |
| Nezavršena OŠ | 3,98*** (16,91) | 3,72*** (15,17) | 3,31*** (12,81) | 3,12*** (12,11) |
| Osnovna škola | 2,91*** (12,96) | 2,74*** (11,71) | 2,47*** (9,88) | 2,38*** (9,54) |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV | 1,31*** (5,70) | 1,21*** (5,13) | 1,02*** (4,14) | 1,04*** (4,22) |
| Četverogodišnje tehničke srednje, SSS | 0,80*** (3,35) | 0,77*** (3,18) | 0,64*** (2,63) | 0,64*** (2,61) |
| Gimnazija | 0,80** (2,08) | 0,81** (2,11) | 0,70* (1,81) | 0,68* (1,75) |
| Stručni studij, viša škola | -0,16 (-0,45) | -0,15 (-0,42) | -0,20 (-0,58) | -0,21 (-0,59) |
| Broj braće i sestara u kućanstvu (ref: bez braće i sestara) | | | | |
| Jedno | | -0,19 (-1,63) | -0,18 (-1,55) | -0,21* (-1,75) |
| Dvoje | | 0,27* (1,90) | 0,23 (1,52) | 0,23 (1,59) |
| Troje ili više | | 0,73*** (5,48) | 0,63*** (4,76) | 0,67*** (4,98) |
| Tip obitelji (ref: jezgrena obitelj) | | | | |
| Jednoroditeljska obitelj | | 0,16 (0,99) | 0,13 (0,74) | 0,14 (0,85) |
| Višegeneracijska obitelj | | 0,18* (1,91) | 0,18* (1,84) | 0,16* (1,66) |
| Seoska sredina | | | | |
| Ženska djeca | | 0,06 (0,61) | 0,00 (0,02) | 0,08 (0,84) |
| | | -0,46*** (-5,57) | -0,46*** (-5,63) | -0,47*** (-5,66) |
| Dohodovni rang kućanstva | | | | |
| Prvi decil | | | 0,63*** (5,53) | 0,65*** (5,70) |
| Dohodovni decili (linearni efekt) | | | -0,03 (-1,41) | -0,03 (-1,32) |
| Vremenski trend (0=1999.) | | | | |
| | | | | -0,11*** (-7,60) |
| Konstanta | -4,92*** (-22,91) | -4,34*** (-17,37) | -4,06*** (-13,72) | -3,58*** (-11,91) |
| N | 23315 | 23315 | 23315 | 23315 |
| pseudo R ² | 0,150 | 0,167 | 0,177 | 0,188 |
| ll | -3104,6 | -3044,0 | -3006,6 | -2967,0 |

Prikazani su koeficijenti logističke funkcije.⁸ Z vrijednosti iskazane su u zagradama.

*p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01

● TABLICA 3
Logistička regresija
ranoga napuštanja
školovanja s obzirom
na obrazovanje
roditelja, demografske
karakteristike i prihode
kućanstva

Uključe li se u model karakteristike kućanstva (stupac 2), njegova prediktivna snaga nešto se povećava,⁹ ali efekt roditeljskog obrazovanja ostaje gotovo nepromijenjen. Uzevši u obzir druge sociodemografske karakteristike i obrazovanje roditelja, rizik ranoga napuštanja obrazovanja veći je u kućanstvima s velikim brojem djece i u višegeneracijskim kućanstvima, u skladu s teorijom o raspršenju resursa, te ukoliko je u pitanju žensko dijete. S druge strane, nakon kontrole za efekt drugih kovarijata, život u ruralnoj sredini ili jednoroditeljskoj obitelji ne čini se da pridonose riziku napuštanja obrazovanja.

Treći model uključuje i relativna primanja kućanstva. U skladu s prethodno prikazanim deskriptivima, i regresijski model upućuje na najsnažniji efekt bivanja u najnižem dohodovnom decilu, gdje je šansa ranoga napuštanja školovanja za 88% veća. Za svaki sljedeći decil šanse ispadanja smanjuju

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

se za 3,2% u odnosu na prethodni, što ipak ne predstavlja statistički značajan efekt. Uključivanje dohotka kao nezavisne varijable smanjilo je koeficijente vezane uz obrazovanje, posebno kod najslabije obrazovanih roditelja, ali su oni i dalje vrlo visoki. To znači da se djelovanje roditeljskog obrazovanja na rizik napuštanja školovanja može tek dijelom objasniti trenutačnim prihodima kućanstva, i to prije svega kod slabije obrazovanih.

I u punom modelu ostaje vidljiv te statistički značajno različit efekt svakoga stupnja roditeljskog obrazovanja na ishod ranoga napuštanja obrazovanja kod djeteta. Kod djece roditelja s visokim ili višim obrazovanjem rizik je najniži, kod djece roditelja koji su završili gimnaziju ili četverogodišnju srednju školu nešto viši. Razlika je vidljiva i između djece roditelja s četverogodišnjom i trogodišnjom srednjom školom, a osobito je izražena između potonjih i djece roditelja bez srednje (i posebno osnovne) škole. Koncentracija rizika ranoga napuštanja obrazovanja upravo kod djece čiji roditelji ni sami nisu postigli srednjoškolsko obrazovanje u svom je ishodu podudarna s hipotezom o ponašanju usmjerenom izbjegavanju relativnog rizika (RRI), gdje su obrazovni izbori i stremljenja obitelji usmjereni postizanju barem jednakoga stupnja obrazovanja u idućem naraštaju (Breen i Goldthorpe, 1997.), no ovdje upotrijebljena metoda ne dopušta provjeru mehanizma na kojima ta teorija počiva.

Smjer i razmjer povezanosti obiteljskih prediktora s ishodom ranoga napuštanja školovanja gotovo se podudaraju s onima koje za školski uspjeh u populaciji polaznika osmog razreda osnovne škole nalaze Babarović i sur. (2009.), što pokazuje da su kod ove dvije pojave na snazi slični mehanizmi, odnosno da se geneza ovdje promatranih ishoda nalazi u ranijem školovanju.

Rizik ranoga napuštanja školovanja kroz vrijeme

Prethodno prikazane, na administrativnim i Eurostatovim podacima temeljene, procjene ranog napuštanja školovanja (Tablica 1) pokazuju da je njegova učestalost značajno smanjena u proteklom desetljeću. Pregled kretanja ranoga napuštanja obrazovanja prema indikatoru upotrijebljenom u ovom istraživanju (grafikon 3) također pokazuje na jasno smanjivanje incidencije ranoga napuštanja školovanja između 1996. i 2008. godine, posebice do 2005. godine.

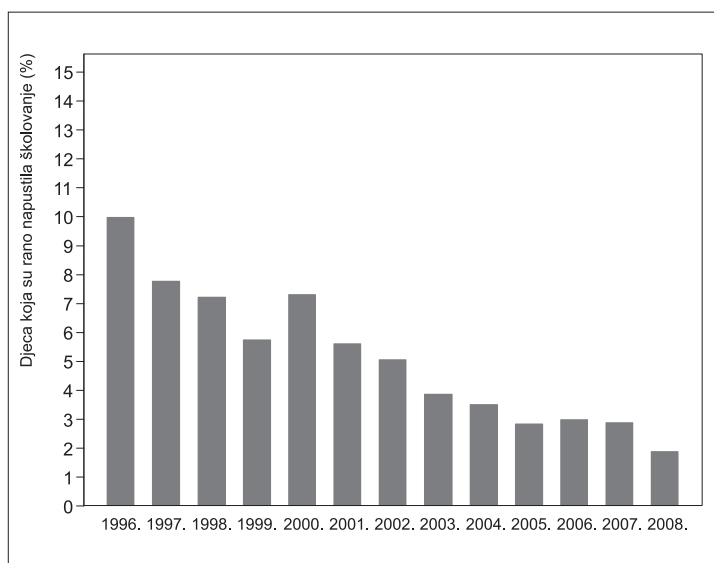
No legitimno je, i za ovaj rad središnje, pitanje je li se rizik ranoga napuštanja školovanja smanjio u svim društvenim skupinama. Naime, postoji mogućnost da je u pitanju tek kompozicijski efekt, gdje bi opće smanjenje učestalosti ove pojave proizašlo tek iz smanjenja udjela roditelja s niskim

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

➔ GRAFIKON 3
Udio mladih od 15 do
19 godina koji je rano
napustio školovanje,
po godinama (1996.
– 2008.)

stupnjem obrazovanja i povećanja udjela visokoobrazovanih roditelja, a ne kroz smanjenje rizika napuštanja školovanja za pojedine skupine. To je uostalom jedan od postulata teorije maksimalne održane nejednakosti (MMI) (Raftery i Hout, 1993.). U promatranom razdoblju udjel roditelja bez srednjeg obrazovanja, kod čije je djece rizik ranoga napuštanja obrazovanja mnogo veći, gotovo se prepolovio sa 20,4% na 11% (Tablica 1), no udio visokoobrazovanih roditelja nije se značajno povećavao zbog stagnacije visokog obrazovanja u drugoj polovici 1970-ih i u 1980-ima.



Ovo je moguće provjeriti analitički. Kada se u modelu logističke regresije uzme u obzir obrazovanje roditelja i ostale sociodemografske karakteristike (model 4 prikazan u Tablici 3), zasebno od njih postoji značajan opći efekt smanjivanja rizika ranoga napuštanja obrazovanja zbog vremenskoga trenda. Rizik tog ishoda od 1999. svake se godine smanjuje za 10,5% u odnosu na prethodnu. Kompozicijskom efektu može se pripisati zasluga za dio promjene kroz vrijeme; kad je vremenski trend jedini prediktor, godišnji trend smanjivanja rizika iznosi nešto viših 12,9%. No promjena strukture obrazovne generacije i drugi demografski trendovi nisu glavni generator smanjivanja učestalosti ranoga napuštanja obrazovanja, koja se s vremenom smanjuje za sve društvene skupine.

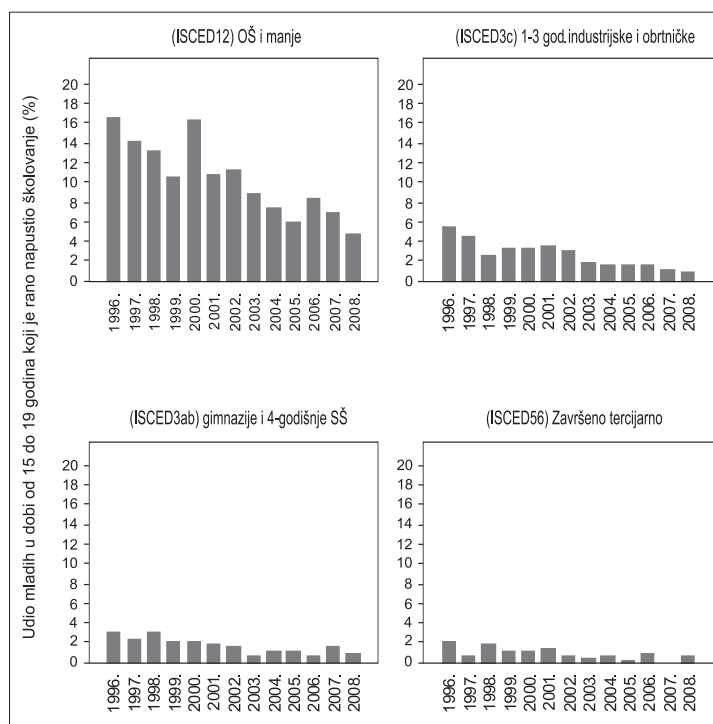
Međutim, kao što kazuje pretpostavka maksimalne održane nejednakosti (MMI) (Raftery i Hout, 1993.), opće povećanje participacije u nekoj razini obrazovanja ne mora značiti smanjivanje relativnih razlika između društvenih skupina (Shavit i Blossfeld, 1993.). Grafikon 4 pokazuje kretanje učestalosti ranoga napuštanja obrazovanja za djecu roditelja iz

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

četiri distinktivne obrazovne skupine. U skladu s rezultatima prethodnih analiza, specifične vjerojatnosti pokazuju trend smanjivanja u svima, iako se nakon 2003. nazire određena stabilizacija. Međutim, i apsolutne i relativne razlike još su vrlo velike i na temelju deskriptiva ne može se govoriti o približavanju.

➤ GRAFIKON 4
Udio mladih u dobi od 15 do 19 godina koji je rano napustio školovanje po godinama, prema najvišem postignutom obrazovanju roditelja i po godinama. Razdoblje 1996. – 2008.



Stoga je prethodni model logističke regresije proširen interakcijama s vremenom, koje dopuštaju specifičan vremenski trend ranoga napuštanja obrazovanja za svaku obrazovnu i dohodovnu skupinu. Tako možemo ustanoviti je li vrijeme donijelo smanjivanje ili povećavanje razlika u obrazovnim šansama.

Uključivanjem interakcije obrazovanja i vremena bazne su se razlike u efektu pojedinih obrazovnih kategorija održale, kao i opći vremenski trend, ali kod djece čiji roditelji imaju nižu razinu obrazovanja nije ustanovljen jasan vremenski trend konvergencije šansi napuštanja obrazovanja u odnosu na djecu visokoobrazovanih roditelja. Predznak trenda za djecu osoba sa srednjim obrazovanjem upućuje na tendenciju konvergencije, ali ona ne doseže razinu statističke značajnosti. No statistički je značajna divergencija rizika napuštanja školovanja između djece roditelja bez srednjeg obrazovanja i onih čiji su roditelji završili srednje obrazovanje. Drugim riječima, ta djeca sve više zaostaju u svojim obrazovnim šansama u od-

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

nosu na djecu roditelja koji su završili srednje obrazovanje. Grafikon 5 pokazuje kretanje vjerojatnosti ranoga napuštanja obrazovanja predviđene na temelju interakcijskoga modela (uz pretpostavku prosječne vrijednosti svih ostalih kovarijata) te vizualno ilustrira ove nalaze. U odnosu na stanje iz 1999., u idućem desetljeću vjerojatnosti ranoga napuštanja školovanja izrazito su se smanjile i približile za djecu iz svih obrazovnih skupina, osim za djecu roditelja bez srednje škole, kod kojih se ta vjerojatnost smanjuje značajno sporije.

| | Osnovni model (1) | Interakcija obrazovanje (2) | Interakcija dohodak kućanstva (3) |
|--|-------------------------|-----------------------------------|--|
| Najviše postignuto obrazovanje roditelja u kućanstvu (ref: tercijarno obrazovanje) | | | |
| Osnovna škola ili manje | 2,58*** (13,06) | 2,41*** (7,72) | 2,58*** (13,07) |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV | 1,10*** (5,51) | 1,55*** (4,91) | 1,11*** (5,53) |
| Četverogodišnje srednje obrazovanje | 0,72*** (3,60) | 0,95*** (2,94) | 0,72*** (3,63) |
| Broj braće i sestara u kućanstvu (ref: bez braće i sestara) | | | |
| Jedno | -0,23* (-1,90) | -0,22* (-1,84) | -0,22* (-1,89) |
| Dvoje | 0,22 (1,54) | 0,24 (1,64) | 0,22 (1,51) |
| Troje ili više | 0,69*** (5,21) | 0,71*** (5,34) | 0,70*** (5,23) |
| Tip obitelji (ref: jezgrena obitelj) | | | |
| Jednoroditeljska obitelj | 0,19 (1,22) | 0,20 (1,23) | 0,19 (1,19) |
| Višegeneracijska obitelj | 0,15 (1,49) | 0,15 (1,59) | 0,14 (1,43) |
| Seoska sredina | 0,10 (1,09) | 0,10 (1,10) | 0,11 (1,18) |
| Ženska djeca | -0,47*** (-5,68) | -0,47*** (-5,72) | -0,46*** (-5,64) |
| Prvi decil | 0,71*** (6,27) | 0,70*** (6,21) | 0,32* (1,73) |
| Dohodovni decili (linearni efekt) | -0,03 (-1,38) | -0,05** (-2,31) | -0,07* (-1,86) |
| Vremenski trend (0=1999.) | -0,12*** (-8,14) | -0,11* (-1,80) | -0,18*** (-4,69) |
| Osnovna škola ili manje * trend | | 0,08 (1,29) | |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV * trend | | -0,09 (-1,36) | |
| Četverogodišnje srednje obrazovanje * trend | | -0,06 (-0,96) | |
| Prvi decil * trend | | | 0,10** (2,45) |
| Dohodovni decili (linearni efekt) * trend | | | 0,01 (1,31) |
| Konstanta | -3,64*** (-13,85) | -3,69*** (-10,45) | -3,40*** (-11,51) |
| N | 23315 | 23315 | 23315 |
| pseudo R ² | 0,183 | 0,187 | 0,184 |
| ll | -2986,08 | -2971,82 | -2982,26 |

Prikazani su koeficijenti logističke funkcije. Z vrijednosti iskazane su u zagradama. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01

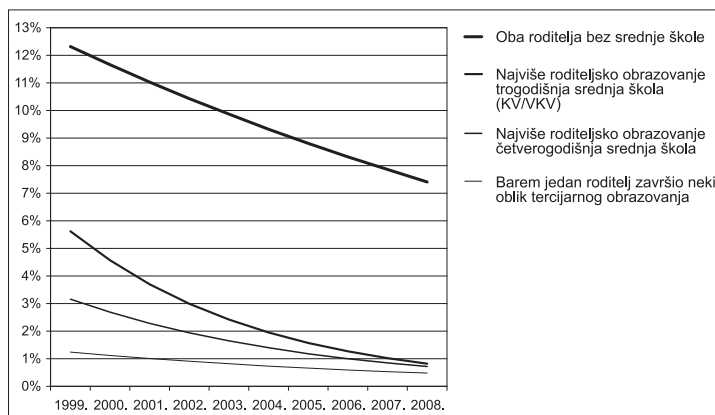
● **TABLICA 4**
Logistička regresija
ranoga napuštanja
školovanja. Testiranje
interakcije vremensko-
ga trenda s obzirom
na obrazovanje rodi-
telja i prihode
kućanstva

Je li se u proteklom desetljeću promijenila relativna važnost materijalnih resursa s obzirom na rano napuštanje obrazovanja, pokušali smo ustanoviti sljedećim interakcijskim modelom (model c u Tablici 4). I opet, efekti svih kovarijata sačuvali su svoju snagu i smjer, a interakcija se pokazala značajnom za djecu iz obitelji donjega dohodovnog decila. U odnosu na ostale, njihove su šanse ranoga napuštanja školovanja s vremenom sve gore. Između ostalih dohodovnih decila postoji tendencija konvergencije s vremenom, ali ona nije na statistički značajnoj razini.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

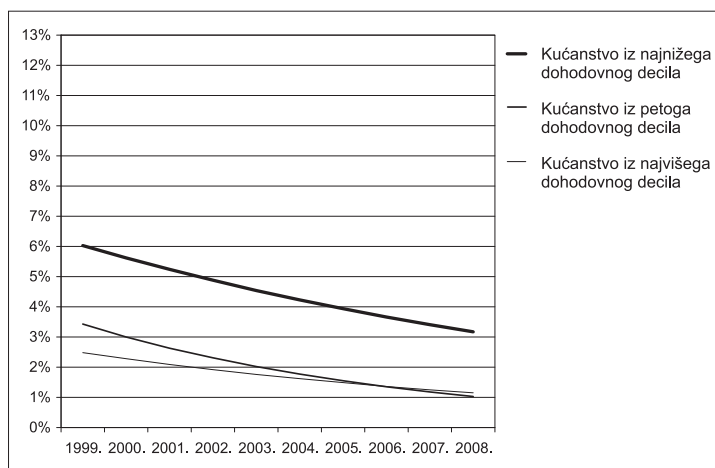
MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

➡ **GRAFIKON 5**
Kretanje rizika ranoga
napuštanja školovanja
od 1999. do 2008.
godine prema najvišoj
razini roditeljskog
obrazovanja.
Predikcije logističke
regresije (model 4b)



Ostali kovarijati modela postavljeni su na prosječne vrijednosti.

➡ **GRAFIKON 6**
Kretanje rizika ranoga
napuštanja školovanja
od 1999. do 2008.
godine prema
dohodovnom decilu
kućanstva. Predikcije
logističke regresije
(model 4c)



Ostali kovarijati modela, uključujući obrazovanje roditelja, postavljeni su na prosječne vrijednosti.

Na temelju ovih analiza nije ustanovljen trend izjednačenja rizika ranoga napuštanja školovanja za djecu iz pojedinih društvenih slojeva, štoviše postoje određeni trendovi prema divergenciji, barem kad su u pitanju djeca roditelja bez završene srednje škole i kućanstva koja pripadaju najnižem dohodovnom decilu. Relativna prednost djece visokoobrazovanih prema ostalim skupinama u skladu s modelom maksimalne održane nejednakosti (MMI) (Raftery i Hout, 1993.) pokazuje tendenciju nestajanja, poglavito stoga što je njihova razina participacije u srednjem obrazovanju dosegla razinu saturacije.

Rasprava alternativnih specifikacija

Uvodnom metodološkom raspravom upozoreno je na nekoliko ograničenja u odnosu na definiciju pojave ranoga napuštanja školovanja, roditeljskog obrazovanja i obuhvata popu-

● TABLICA 5
Logistička regresija
ranoga napuštanja
školovanja. Testiranje
čvrstine alternativnih
specifikacija uzorka i
roditeljskog
obrazovanja

lacije. S obzirom na to da smo u prethodnim analizama rabili definicije koje smo smatrali najplauzibilnijima i koje obuhvaćaju najveći dio populacije mladih, završnim analizama pokušat ćemo ustanoviti čvrstoću prikazanih modela s obzirom na alternativne specifikacije koje na različit način određuju populaciju i roditeljsko obrazovanje. Za svaku specifikaciju izračunan je model logističke regresije s punim skupom prediktora, bez interakcijskih efekata. Rezultati (Tablica 5) vrlo su čvrsti u svojoj eksplanatornoj snazi, ali i u pogledu kovarijata od interesa (roditeljskog obrazovanja, prihoda i vremena) koji iskazuju isti smjer i sličnu snagu efekta.

| | Reducirana populacija | | | Kriterij roditeljskog obrazovanja | | | |
|---|---------------------------------|--|---|---|-------------------|-------------------|------------------------|
| | Osnovna specifikacija (1) | Među mlađima od 19 godina (2) | Među oni- ma koji su završili OŠ (3) | Niže roditeljsko obrazovanje (4) | Majka (5) | Otac (6) | Majka i otac (7) |
| Nezavršena OŠ | 3,12*** (12,11) | 2,60*** (8,59) | 3,15*** (10,51) | 3,00*** (7,47) | 3,08*** (9,01) | 2,62*** (9,43) | 2,20*** (5,23) |
| Osnovna škola | 2,38*** (9,54) | 1,74*** (6,16) | 2,62*** (9,47) | 1,85*** (4,60) | 1,89*** (5,54) | 1,98*** (7,44) | 1,29*** (3,16) |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV | 1,04*** (4,22) | 0,48* (1,71) | 1,32*** (4,69) | 0,42 (1,05) | 0,76** (2,22) | 0,56** (2,10) | 0,40 (0,98) |
| Četverogodišnje tehničke srednje, SSS | 0,64*** (2,61) | 0,13 (0,47) | 0,89*** (3,17) | 0,72* (1,80) | 0,64* (1,90) | 0,43 (1,51) | 0,31 (0,76) |
| Gimnazija | 0,68* (1,75) | -0,13 (-0,28) | 0,87* (1,93) | 1,39*** (2,69) | 0,95** (2,14) | 0,15 (0,28) | 0,27 (0,51) |
| Stručni studij, viša škola | -0,21 (-0,59) | -0,41 (-0,96) | 0,00 (0,01) | 0,30 (0,61) | 0,27 (0,62) | -0,59 (-1,40) | 0,22 (0,42) |
| Obrazovanje oca (samo model 7) | | | | | | | |
| Nezavršena OŠ | | | | | | | 1,40*** (4,50) |
| Osnovna škola | | | | | | | 1,19*** (4,09) |
| Industrijska ili obrtnička srednja škola, KV/VKV | | | | | | | 0,11 (0,37) |
| Četverogodišnje tehničke srednje, SSS | | | | | | | 0,13 (0,42) |
| Gimnazija | | | | | | | -0,05 (-0,10) |
| Stručni studij, viša škola | | | | | | | -0,83* (-1,85) |
| Broj braće i sestara u kućanstvu (ref: bez braće i sestara) | | | | | | | |
| Jedno | -0,21* (-1,75) | -0,06 (-0,30) | -0,26** (-2,12) | -0,22* (-1,85) | -0,22* (-1,83) | -0,15 (-1,16) | -0,05 (-0,33) |
| Dvoje | 0,23 (1,59) | 0,25 (1,29) | 0,17 (1,28) | 0,18 (1,22) | 0,19 (1,27) | 0,19 (1,33) | 0,26* (1,73) |
| Troje ili više | 0,67*** (4,98) | 0,84*** (4,41) | 0,58*** (4,01) | 0,59*** (4,40) | 0,55*** (4,02) | 0,76*** (5,26) | 0,64*** (4,18) |
| Tip obitelji (ref: jezgrena obitelj) | | | | | | | |
| Jednoroditeljska obitelj | 0,14 (0,85) | -0,06 (-0,34) | 0,03 (0,19) | 0,67*** (3,81) | 0,61*** (3,25) | 0,07 (0,22) | |
| Višegeneracijska obitelj | 0,16* (1,66) | 0,07 (0,53) | 0,16 (1,48) | 0,24** (2,40) | 0,22** (2,21) | 0,14 (1,31) | 0,12 (1,10) |

(nastavak na sljedećoj stranici)

● TABLICA 5
(nastavak s
prethodne stranice)

| | Reducirana populacija | | | Kriterij roditeljskog obrazovanja | | | |
|--------------------------------------|---------------------------------|--|---|---|---------------------|---------------------|------------------------|
| | Osnovna specifikacija (1) | Među mlađima od 19 godina (2) | Među oni- ma koji su završili OŠ (3) | Niže roditeljsko obrazovanje (4) | Majka (5) | Otac (6) | Majka i otac (7) |
| Seoska sredina | 0,08 (0,84) | -0,15 (-1,20) | 0,16* (1,65) | 0,16* (1,71) | 0,15 (1,64) | 0,14 (1,48) | -0,01 (-0,12) |
| Ženska djeca | -0,47*** (-5,66) | -0,08 (-0,71) | -0,45*** (-5,18) | -0,47*** (-5,71) | -0,46*** (-5,48) | -0,41*** (-4,82) | -0,38*** (-4,33) |
| Dohodovni rang kućanstva | | | | | | | |
| Prvi decil | 0,65*** (5,70) | 0,67*** (4,28) | 0,68*** (5,39) | 0,60*** (5,39) | 0,62*** (5,43) | 0,68*** (5,59) | 0,62*** (4,95) |
| Dohodovni decili (linearni efekt) | -0,03 (-1,32) | -0,06* (-1,70) | -0,02 (-0,88) | -0,04* (-1,72) | -0,04* (-1,82) | -0,05** (-2,13) | -0,02 (-0,83) |
| Vremenski trend (0=1999.) | -0,11*** (-7,60) | -0,11*** (-5,67) | -0,13*** (-8,18) | -0,11*** (-7,76) | -0,11*** (-7,80) | -0,12*** (-7,67) | -0,10*** (-6,27) |
| Konstanta | -3,58*** (-11,91) | -3,65*** (-9,51) | -3,97*** (-11,31) | -3,78*** (-8,49) | -3,71*** (-9,89) | -3,44*** (-9,94) | -4,03*** (-9,33) |
| N | 23315 | 13828 | 22876 | 23315 | 22865 | 21109 | 20659 |
| pseudo R ² | 0,188 | 0,168 | 0,173 | 0,182 | 0,181 | 0,181 | 0,210 |
| ll | -2966,96 | -1552,05 | -2547,28 | -2989,22 | -2929,95 | -2586,14 | -2432,10 |

Prikazani su koeficijenti logističke funkcije. Z vrijednosti iskazane su u zagradama. *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01

Prvi alternativni model (2 u Tablici 5) promatra samo vrlo rano napuštanje obrazovanja (do 17. godine) te tako uklanja potencijalni problem samoselekcije mladih koji su zasnovali vlastita kućanstva u dobi mlađoj od 20 godina. Istodobno, ova-ko definirana populacija obuhvaća jednu tranziciju manje, odnosno ne uključuje dob u kojoj se srednje obrazovanje ti-pično završava. Bez te završne tranzicije efekt obrazovanja roditelja sličan je, ali nešto slabiji, linearni efekt dohotka je snažniji, a prednost djevojaka i mladih iz urbanih sredina nestaje. Ovi nalazi impliciraju kako je napuštanje srednje ško-le u višim razredima, odnosno nezavršavanje srednje škole važna tranzicija za razumijevanje ranoga napuštanja školova-nja muške, seoske i manje imućne djece.

Kada se promatra rano napuštanje školovanja samo kod onih koji su uspješno završili prvu obrazovnu tranziciju, od-nosno završili osnovnu školu (3 u Tablici 5), efekt roditeljskog obrazovanja, postaje još izraženiji. S obzirom na obveznost i dostupnost osnovnog obrazovanja, moguće je da roditeljsko zaleđe ima manji utjecaj na nezavršavanje osnovne škole sto-ga što je neuspjeh u prvoj tranziciji češće vezan uz poteškoće u razvoju i srodne probleme koji su slučajnije distribuirani u populaciji (Mare, 1980.).

Modeli 4-7 na različite načine specificiraju obrazovanje roditelja. Princip dominantnosti nižeg obrazovanja roditelja (4) obuhvaća isti broj ispitanika, ali rezultira neznatno slabije prediktivnim modelom slične snage efekata. Gotovo je iden-tičan i modelu koji uključuje samo obrazovanje majke (5), da-

kle ne uključuje djecu iz kućanstava gdje majka nije prisutna. Glavna specifičnost ovih dvaju modela jest naglašena ranjivost jednoroditeljskih kućanstava u odnosu na bazni model, gdje je izostanak povećanog rizika ranoga napuštanja školovanja najvjerojatnije artefakt korištenoga principa dominantnosti višeg obrazovanja roditelja. Potonja dva modela uključuju postignuto obrazovanje oca, uz cijenu isključivanja značajne manjine djece koja žive u jednoroditeljskim i rekonstituiranim obiteljima. U skladu s pretpostavkom obrazovne homogenosti, efekti očeva obrazovanja vrlo su slični onom majčina, a kad se zajedno uključe u model (7), obrazovanje obaju roditelja u sličnoj mjeri pridonosi riziku ranoga napuštanja školovanja.

ZAKLJUČAK

Prikazane analize temeljnih modela i alternativnih specifikacija, zasnovani na desetljeću podataka Ankete o radnoj snazi, pružaju snažne i čvrste dokaze o povezanosti niske razine roditeljskog obrazovanja i prihoda kućanstva s povećanim rizikom ranoga napuštanja školovanja. Također, administrativni i anketni podaci upućuju na vremenski trend smanjivanja učestalosti ove pojave u proteklom desetljeću, koje se ne može objasniti kompozicijskim efektom promjene strukture roditeljskog obrazovanja. U kasnom tranzicijskom razdoblju nije ustanovljen jedinstven trend smanjivanja ni povećanja utjecaja materijalnoga i socijalnoga statusa obitelji na obrazovne ishode, nego postoje naznake da se rizik disproportionalno koncentrira kod onih čiji se roditelji nalaze pri dnu obrazovne i ekonomske strukture, dok se kod ostalih javlja trend konvergencije prema razini saturacije.

Ovo raslojavanje svakako treba imati na umu u izradbi inkluzivnih obrazovnih i socijalnih politika, ali će ovdje ustanovljeni trendovi, prema pretpostavkama teorije maksimalne održane nejednakosti (MMI), sami dovesti do konvergencije u riziku ranoga napuštanja školovanja i među djecom iz deprivilegiranoga zaleđa kada sve ostale skupine dosegnu razinu pune participacije (Raftery i Hout, 1993.). Promjenom generacijske obrazovne strukture rano napuštanje školovanja neće više jamčiti reprodukciju socijalnoga statusa ni djeci roditelja bez završene srednje škole, tako da ni ponašanje usmjereno izbjegavanju relativnoga rizika (Breen i Goldthorpe, 1997.) u dogledno vrijeme neće biti zapreka završavanju srednjeg obrazovanja.

No srednjoročna perspektiva smanjivanja ranoga napuštanja školovanja neće po sebi prevladati socijalne nejednakosti u obrazovanju, kao što to nije učinio ni opći obuhvat osnovnim obrazovanjem. Naime, kada dođe do kvantitativno

univerzalnoga pristupa nekom stupnju obrazovanja, teorija efektivno održane nejednakosti (Lucas, 2001.) tvrdi kako privilegiranije obitelji streme stjecanju kvalitativne prednosti u obliku pohađanja boljih škola, programa ili smjerova. U zemljama gdje postoje razni tipovi srednjeg obrazovanja, poput Hrvatske, izbor između strukovne, tehničke srednje škole ili gimnazije barem je jednako važan kao i sama tranzicija u srednje obrazovanje i njegovo završavanje. Taj izbor ne uvjetuje samo daljnje mogućnosti karijere nego i daljnje obrazovne izbore, a snažno je uvjetovan socijalnim zaleđem. Mare (1981.) konstatira kako smanjivanje socijalnih razlika u ranijim tranzicijama obrazovne karijere može voditi povećavanju utjecaja obiteljskoga zaleđa u kasnijim tranzicijama, gdje su one bile prethodno prigušene zbog izraženije selekcije prethodnih tranzicija. Međutim, analize koje se temelje na proteklih pola stoljeća u razvijenim zemljama (Breen i sur., 2009.; Shavit i Blossfeld, 1993.) nisu utvrdile takve trendove. Hrvatskoj analize ovoga tipa tek predstoje.

BILJEŠKE

* Ovaj rad nastao je u okviru rada na projektu *Pokazatelji socijalne kohezije i razvoj hrvatskoga socijalnog modela* (066-0661686-1432), provedenog uz potporu Ministarstva znanosti, obrazovanja i športa Republike Hrvatske. Upotrijebljeni su podaci Ankete o radnoj snazi ustupljeni od strane Državnog zavoda za statistiku za potrebe ovoga projekta.

¹ Razlika u broju polaznika vjerojatno proizlazi iz učenika državljanina RH (prije svega iz BiH) koji svoje srednje obrazovanje upisuju u RH. Nažalost, statistička izvješća DZS-a o srednjim školama ne pružaju podatke kojima bi se mogla potvrditi ova teza.

** Za 1998. – 2002. i 2008. navedena je brojka procjena.

*** Ustanovljeno na temelju popisnih podataka kao broj osoba koje bi dane godine navršile 18 godina, umanjeno za broj osoba te dobi trajno odsutnih u inozemstvu.

² Ne rabi se pojam "ispitanika", jer je moguće da su neki ispitanici anketirani više puta u konsekventnim godinama. S obzirom na to da se od 2007. godine anketa provodi kao panel u kojem se svako kućanstvo anketira ukupno četiri puta u godini i pol, broj jedinstvenih ispitanika u zadnje dvije godine značajno je manji. Ovo ne umanjuje vrijednost svake pojedine opservacije, jer ispitanici mogu izaći iz obrazovnoga sustava u svakoj od vremenskih točaka.

³ Broj djece koja ne žive s roditeljima raste od 2,2% u dobi od 15 do 17 godina na 6,2% devetnaestogodišnjaka, pri čemu mlađi od 18 godina većinom žive s rodbinom ili drugim skrbnicima.

⁴ Ovu pretpostavku potvrđuju i dostupni podaci. Među petnaestogodišnjacima tek je 2,3% napustilo obrazovanje, dok je u populaciji staroj devetnaest godina bez srednje škole i izvan sustava školovanja bilo njih 6,1%.

⁵ Otac nije prisutan u kućanstvu u 13% promatrane populacije, a majka u 5,4%, no barem jedan roditelj prisutan je uz 96,7% opažanja.

⁶ Valja napomenuti da iduće analize ne uključuju niti kontroliraju osobne karakteristike, poput sposobnosti i motivacije pojedinca, koje u presudnoj mjeri određuju školski uspjeh. Strategija ovdje poduzetoga pristupa nije izraditi model s najvećom prediktivnom snagom, nego razumjeti vezu socioekonomskih čimbenika i školskog uspjeha.

⁷ Logistička regresija počiva na konceptu relativnih vjerojatnosti, odnosno šansi (*odds*), nekoga dihotomnog ishoda (x) koji se računa kao $p(x)/(1-p(x))$. Efekt pojedinoga (kategorijskog) prediktora tumači se kao omjer u šansama (*odds ratio*), odnosno relativnoj vjerojatnosti ishoda, kada je prediktor prisutan naspram šansama ishoda kad prediktor ima referentnu vrijednost.

⁸ Koeficijenti logističke funkcije mogu se predočiti i kao prirodni logaritmi pripadajućeg omjera šansi, gdje 0 predstavlja identične šanse (omjer 1:1), vrijednosti niže od 0 manje šanse, a vrijednosti više od 0 veće šanse u odnosu na referentnu vrijednost prediktora.

⁹ Model logističke regresije ne počiva na konceptu varijance, tako da ne postoji izravna mjera prediktivne snage modela kao što je R^2 , ali je moguće aproksimirati standardnu analognu "pseudo" mjeru McFadden R^2 , temeljenu na *log likelihood* (ll) vrijednosti modela, koja ima prije svega deskriptivnu ulogu.

LITERATURA

Babarović, T., Burušić, J. & Šakić, M. (2009.), Uspješnost predviđanja obrazovnih postignuća učenika osnovnih škola Republike Hrvatske. *Društvena istraživanja*, 18 (4-5): 673-695.

Boudon, R. (1974.), *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*, New York, Wiley-Interscience.

Breen, R. i Goldthorpe, J. H. (1997.), Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9 (3): 275-305.

Breen, R. i Jonsson, J. O. (2000.), Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model. *American Sociological Review*, 65 (5): 754-772.

Breen, R. i Jonsson, J. O. (2005.), Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 31 (1): 223-243.

Breen, R., Luijkx, R., Müller, W. i Pollak, R. (2009.), Nonpersistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries. *American Journal of Sociology*, 114 (5): 1475-1521.

Eijck, K. V. i De Graaf, P. M. (1995.), The Effects of Family Structure on the Educational Attainment of Siblings in Hungary. *European Sociological Review*, 11 (3): 273-292.

Erikson, R. i Goldthorpe, J. H. (1992.), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford University Press.

Erikson, R., Goldthorpe, J. H., Jackson, M., Yaish, M. i Cox, D. R. (2005.), On Class Differentials in Educational Attainment. *Proceedings*

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

of the National Academy of Sciences of the United States of America, 102 (27): 9730-9733.

Gregurović, M., Kuti, S. (2010.), Učinak socioekonomskog statusa na obrazovno postignuće učenika: Primjer PISA istraživanja, Hrvatska 2006. *Revija za socijalnu politiku*, 17 (2): 179-196.

Iannelli, C. (2003.), Parental education and young people's educational and labour market outcomes: A comparison across Europe. U: I. Kogan & W. Müller (ur.), *School-to-work Transitions in Europe: Analyses of the EU LFS 2000 Ad Hoc Module* (str. 27-53), Mannheim, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung.

Jæger, M. M. (2009.), Sibship Size and Educational Attainment. A Joint Test of the Confluence Model and the Resource Dilution Hypothesis. *Research in Social Stratification and Mobility*, 27 (1): 1-12.

Lucas, S. R. (2001.), Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology*, 106 (6): 1642-1690.

Mare, R. D. (1980.), Social Background and School Continuation Decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 75 (370): 295-305.

Mare, R. D. (1981.), Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review*, 46 (1): 72-87.

Matković, T., Tomić, I., Vehovec, M. (2010.), Efikasnost nasuprot dostupnosti? O povezanosti troškova i ishoda studiranja u Hrvatskoj. *Revija za socijalnu politiku*, 17 (2): 215-237.

Mihaljević Kosor, M. (2009.), *Examining the Determinants of Student Noncompletion in Higher Education: An Application to Croatia*, rad sa 16th Dubrovnik Economic Conference. <http://www.hnb.hr/dub-konf/15-konferencija/young/paper-kosor-1.pdf> (10. 12. 2009.)

Milas, G., Ferić, I. (2009.), Utječe li produljenje obveznoga školovanja na smanjenje stope ranoga prekidanja školovanja? *Društvena istraživanja*, 18 (4-5): 649-671.

Müller, W. i Karle, W. (1993.), Social Selection in Educational Systems in Europe. *European Sociological Review*, 9 (1): 1-23.

OECD (2009.), *Education at a Glance 2009: OECD Indicators*, OECD Publishing.

OECD (2008.), *PISA 2006: science competencies for tomorrow's world: v. 1.*, OECD Publishing.

Pavić, Ž. i Vukelić, K. (2009.), Socijalno podrijetlo i obrazovne nejednakosti: istraživanje na primjeru osječkih studenata i srednjoškolarca. *Revija za sociologiju*, 40 (1-2): 53-70.

Puzić, S., Doolan, K. i Dolenec, D. (2006.), Socijalna dimenzija 'Boltonjskog procesa' i (ne) jednakost šansi za visoko obrazovanje: neka hrvatska iskustva. *Sociologija sela*, 44 (2-3), 243-260.

Raftery, A. E. i Hout, M. (1993.), Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66 (1): 41-62.

Shavit, Y. i Blossfeld, H. (1993.), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, Westview Press.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

Steinman, Z. (1965.), *Razvoj redovnog školovanja u SR Hrvatskoj od škol. god. 1947/48. do 1962/63.*, Zagreb, Zavod za statistiku NR Hrvatske.

Steinman, Z. (1966.), *Školovanje školskog i mlađeg radnog kontingenta stanovništva u SR Hrvatskoj*, Zagreb, Zavod za statistiku NR Hrvatske.

Walther, A., Pohl, A., Biggart, A., Julkunen, I., Kazepov, Y. i Kovacheva, S. (2004.), *Thematic study on policy measures concerning disadvantaged youth*, Final Report to EC Directorate for Employment and Social Affairs, Tübingen, IRIS.

Parental Education, Income Level and Early School Leaving in Croatia: Trends of the Last Decade

Teo MATKOVIĆ
Faculty of Law, Zagreb

The connection between parental social status and education success of their children makes for one of the basic tenets of sociology of education and social mobility theories. Despite being explained by various social mechanisms and showing significant variation among countries and periods, this tie has been regularly established by empirical research. However, in Croatia social inequalities in education have barely been explored for the entire transitional period. This paper is based on Labor Force Survey microdata for the 1999–2008 period. It explores association between parental resources and early school leaving outcomes within the context of ongoing educational expansion in Croatia. The key question being explored is whether the effect of financial and educational status of the family on educational outcomes has increased or decreased during late postcommunist transition. The provided analyses of basic models and alternative specifications based upon a decade of LFS data give clear and robust evidence about the association between a low level of parental education and low household income level with a high risk of early school leaving. Also, both administrative and survey data point at the time trend of decreasing incidence of early school leaving that cannot be explained solely in terms of compositional effect of changing parental educational structure. Throughout the late transitional period no clear trend of either increase or decrease of association between family background and educational outcomes was found. Instead, there are clues that risk is becoming concentrated among those close to the bottom of the educational and income structure, while among others there is evidence for a trend of convergence towards saturation in upper secondary education participation.

Keywords: parental education, household income, early school leaving, transition, Croatia, youth

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 19 (2010),
BR. 4-5 (108-109),
STR. 643-667

MATKOVIĆ, T.:
OBRAZOVANJE...

Bildungsgrad der Eltern, Lebensstandard und vorzeitige Schulabbrecher in Kroatien: Die Trends des vergangenen Jahrzehnts

Teo MATKOVIĆ
Rechtswissenschaftliche Fakultät, Zagreb

Zu den grundlegenden Annahmen der Theorie der sozialen Mobilität und der Bildungssoziologie gehört der Standpunkt, dass der soziale Status der Eltern in Bezug zum schulischen Erfolg der Kinder stehe. Obwohl diesem Phänomen vielfältige Mechanismen zugrunde liegen und es bedeutende Abweichungen zwischen verschiedenen Ländern und Epochen gibt, konnte es stets empirisch nachgewiesen werden. In der Republik Kroatien jedoch wurden in den Transitionsjahren keinerlei Untersuchungen darüber gemacht. Die vorliegende Arbeit stützt sich auf die Erkenntnisse einer groß angelegten Untersuchung über den kroatischen Arbeitskraftmarkt aus den Jahren 1999 bis 2008 und ermittelt, ob im Kontext der derzeitigen Bildungsexpansion ein Bezug zwischen vorzeitigem Schulabbruch und familiärem Hintergrund zu verorten ist. Der Autor bemüht sich um eine Antwort auf die Schlüsselfrage, ob sich in den späteren Transitionsjahren der Einfluss des familiären Lebensstandards und Bildungsniveaus auf den Werdegang der Jugendlichen verstärkt oder aber abgenommen hat. Die Analysen grundlegender Lebensmodelle und alternativer Ausprägungen, die der Autor mit Rückgriff auf ein ganzes Jahrzehnt lang gesammelte Daten präsentieren kann, liefern den klaren und stichhaltigen Beweis für die Ausgangsannahme, dass ein Bezug zwischen elterlichem Bildungsniveau und familiärem Lebensstandard einerseits und frühzeitigem Schulabbruch andererseits sehr wohl existiert. Ebenso aber lassen die Daten darauf schließen, dass die Häufigkeit des beobachteten Phänomens im Lauf des vergangenen Jahrzehnts nachlässt, was man allerdings nicht anhand eines Kompositionseffekts einer veränderten Struktur des elterlichen Bildungsstands erklären kann. In den späten Transitionsjahren kann kein einheitlicher Trend beobachtet werden, der bestätigte, dass sich der Einfluss des familiären Umfelds auf den schulischen Werdegang verstärkt oder vermindert hätte. Vielmehr gibt es Anzeichen dafür, dass sich dieses Risiko disproportional in Fällen konzentriert, in denen sich die Eltern von Schulabbrechern am unteren Ende der Bildungs- und Lebensstandardskala befinden. Beim Rest zeichnet sich gleichzeitig der konvergente Trend ab, je nach Sättigungsgrad am Bildungsangebot der Mittelschulen teilzunehmen.

Schlüsselbegriffe: Bildungsgrad der Eltern,
Haushaltseinkommen, frühzeitiger Schulabbruch, Transition,
Kroatien, Jugendliche